

変量効果をもつ動学的多変量要素需要モデル

— 紙・パルプ産業パネルデータへの応用例 —

高 瀬 浩 二

概 要

トランスログ費用関数から導かれた多変量要素需要関数に動学的定式化をほどこし、日本の紙・パルプ産業パネルデータにより変量効果モデル (random effect model) を用いてパラメータ推定をした。静学モデルは誤差項のベクトル自己回帰モデルおよび部分調整モデルに対して棄却された。また、動学的定式化としてより制約的な、誤差項のベクトル自己回帰モデルおよび部分調整モデルは、一般動学モデルに対して棄却された。一般動学モデルでは、費用関数の対称性および凹性が満たされた。動学的定式化を考慮することにより、経済理論に整合的な結果を導くことができた。要素需要の代替関係を見るために、Morishima代替弾力性、Allen-Uzawa偏代替弾力性を算出した。技術の相似性は、いずれのモデルにおいても強く棄却された。

1 序

経済理論から導かれる関係式は、通常、経済変数間の静学的関係を表わしている。ここで「静学的 (static)」とは変数のすべてが同一の期間のものであるという意味である(畠中(1996), 153ページ)。そこでは時間的変化の過程が考慮されず、静学的関係式は長期均衡解と関係していると言える。したがって、実証分析において経済データを静学的関係式にあてはめる際には、市場価格の変化に対して企業や消費者が即座に調整することが暗に仮定されている。

日本における生産構造の分析の例として、黒田(1989)、得津(1994)などがある。黒田(1989)は産業別の価格関数、得津(1994)は産業別の生産関数の推定を行っている。そこで

扱われている経済モデルは、上の意味で静学的均衡関係式であり、投入要素の調整過程の可能性を考慮していない。

鉄鋼、化学、アルミ、製紙等に代表される日本の素材産業は、1973年、1979年のオイルショック以来、過剰設備による構造不況産業であった(通商産業省・通商産業政策史編纂委員会(1993), 3ページ)。特に、紙・パルプ産業では調整の遅れが指摘されている。実際、1980年代には、特定不況産業安定臨時措置法(特安法)および特定産業構造改善臨時措置法(産構法)によって「構造不況業種」に指定されている。雇用面でも、板紙製造業は雇用保険法による雇用調整給付金(1981年3月から1983年2月)、雇用調整助成金(1993年12月から)の対象業種となっている。このような産業の分析に、静学

* 早稲田大学大学院経済学研究科。E-mail: 2991504g@mn.waseda.ac.jp

的モデルを用いることは無理があるように思われる。

この問題に対処するためにモデル自体に調整過程を組み込んだ特定化を行う方法が考えられる。本論では、Anderson and Blundell(1982)による多変量エラー修正モデルを用いて、動学的調整過程を考慮した生産要素需要の実証分析を行う。経済理論に整合的な動学モデルを特定した上で、要素間の代替性、技術の相似性の分析を行う。使用するデータは日本の紙・パルプ産業(30社)の年次データ(1975年度から1992年度)である。企業間の違いを考慮すると同時にパラメータ推定量の有効性を得るために、変量効果(random effect)を取り入れる。

本論の構成は以下の通りである。第2節で静学的費用関数を特定化し、動学的定式化をほどこす。第3節では、変量効果を想定した誤差項の確率的特定化とパラメータ推定の方法について述べる。第4節で推定結果とその考察を加える。第5節は結びとする。さらに、附録A.1で分析で用いる代替弾力性について簡単なサーベイを与え、附録A.2でデータの抽出、加工について解説する。

2. モデル

m 種類の財を生産要素として単一の生産物を生産する企業を考える。企業の生産関数は $y=f(x)$ によって表わされるとする。ここで、 y はスカラー産出量($y \geq 0$)、 x は m 次元要素投入ベクトル($x > 0$)である。本論では、要素間の代替弾力性に関して事前的に仮定を置かない伸縮関数形(flexible functional form)として、トランスログ費用関数を用いる。この

時、企業の静学的トランスログ費用関数は、

$$\begin{aligned} \ln c(p, y) = & \gamma_0 \sum_k \ln p_k + \ln y \\ & + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \gamma_{kl} \ln p_k \ln p_l \\ & + \sum_k \gamma_{ky} \ln p_k \ln y + \frac{1}{2} \gamma_{yy} \ln y \ln y \\ & \text{where } k, l = 1, \dots, m \end{aligned} \quad (1)$$

と表わされる。ここで、 γ_0 , γ_k , γ_{kl} , および γ_{ky} はパラメータである。また、 p_k , p_l は k 財, l 財の価格である。費用関数の要素価格 $p(p \gg 0)$ に関する1次同次性の条件は、

$$\sum_k \gamma_k = 1, \sum_k \gamma_{kl} = 0, \sum_l \gamma_{kl} = 0, \sum_k \gamma_{ky} = 0 \quad (2)$$

である。

Shephardの補題により k 財費用シェア(S_k)は、

$$\begin{aligned} S_k &= \frac{\partial \ln c(p, y)}{\partial \ln p_k} \\ &= \gamma_k + \sum_l \gamma_{kl} \ln p_l + \gamma_{ky} \ln y \end{aligned} \quad (3)$$

となる。以下、 m 本の費用シェア方程式を行列表記し、

$$S = \gamma_p + \Gamma Z \quad (4)$$

と表わす。ここで

$$\begin{aligned} S &= [S_1 \ S_2 \ \dots \ S_m]^\top \\ \gamma_p &= [\gamma_1 \ \gamma_2 \ \dots \ \gamma_m]^\top \\ \Gamma &= [\Gamma_{pp} \ \vdots \ \gamma_y] = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{11} & \dots & \gamma_{1m} & \gamma_{1y} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \dots & \gamma_{2m} & \gamma_{2y} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{m1} & \gamma_{m2} & \dots & \gamma_{mm} & \gamma_{my} \end{bmatrix} \\ Z &= [\ln p_1 \ \ln p_2 \ \dots \ \ln p_m \ \ln y]^\top \end{aligned}$$

である⁽¹⁾。

費用関数が与えられたときShephardの補題により、要素需要関数を求めることが出来る。

(1) 本論では右肩の \top によってベクトルまたは行列の転置を表わす。

費用最小化行動から導かれた要素需要関数 $x_k(p, y)$ は要素価格に関して 0 次同次であり、 $\{\partial x_k / \partial p_l\}$ を k - l 要素として持つ $m \times m$ 代替行列 (Slutsky 行列) は対称かつ半負値定符号である。したがって、需要関数から導かれる代替行列が対称かつ半負値定符号であるならば、その需要関数は生産者の費用最小化行動に整合的である。可積分条件が満たされない場合、推定する費用関数および要素需要関数は、経済学的意味をもたず、そこから得られる含意も経済学的には根拠のないものとなる。Deaton and Muellbauer (1980) は費用関数の推計値から作成される価格指数や数量指数が意味を持つためには可積分条件が満たされなければならないとし、その経済学的重要性を指摘している (322 ページ)。

代替行列の対称性の条件は、

$$\Gamma_{pp} = \Gamma_{pp}^T \quad (5)$$

で表わされる (Diewert and Wales (1987), 46 ページ)。本論の分析では、(5) 式の条件の検定を行う。

費用関数が凹性を満たすことは、代替行列が半負値定符号であることを意味する。その必要十分条件は、

$$\Gamma_{pp} - \hat{s} + S S^T \quad (6)$$

が半負値定符号となることである (Diewert and Wales (1987), 48 ページ)。ここで、

$$\hat{s} = \text{diag}\{S_1, S_2, \dots, S_m\} \quad (7)$$

である。

良く知られている通り、トランスログ費用関数に対して伸縮性を損なわず大局的に凹性を課することは出来ない (たとえば Diewert and Wales (1987), 48 ページ)。よって本論では各観測点ごとにパラメータ推定値を用いて事後的に (6) 式の定符号性を確認する方法をとった。

静学的需要関数体系を推定した場合、可積分条件が満たされないケースが数多く報告されている。たとえば Barten (1969) は、オランダの時系列データを用いて消費者需要関数を推定している。そこでは対称性が棄却された。また、Deaton and Muellbauer (1980) では英国の消費者需要の分析をしている。そこでも対称性は棄却された。さらに、凹性はすべての観測点で満たされなかった。さらに、価格に関する 1 次同次性を課した分析では推定誤差の系列相関が確認され、その対処法として動学的定式化の必要性を指摘している (312 ページ)。

静学的需要関数が可積分条件を満たさない原因として Anderson and Blundell (1982) は動学的定式化の誤りの可能性を示唆した (1559 ページ)。彼らはモデルの動学的構造を考慮することによって、経済理論に整合的なモデル構築が可能であると考えた。Anderson and Blundell (1982) の定式化では、動学的費用シェア方程式が、

$$\Delta S_t = -A(L) \Delta S_t + B(L) \Delta Z_t - A \{S_{t-q} - \gamma_p - \Gamma Z_{t-r}\} + u_t$$

$$\text{where } A = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \dots & \lambda_{1m} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \dots & \lambda_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{m1} & \lambda_{m2} & \dots & \lambda_{mm} \end{bmatrix}$$

$$t = 1, \dots, T \quad (8)$$

と表わされる。ここで、 A は階差オペレータ、 L はラグオペレータである。また、 $A(L)$ 、 $B(L)$ は、 L の $q-1$ 次、 $r-1$ 次多項式を要素として持つパラメータ行列 ($m \times m$, $m \times (m+1)$) である。この定式化では、 $A(L)$ 、 $B(L)$ の作り方によって (8) 式の右辺のラグ次数を調節できる。さらに、 A は調整パラメータ行列 ($m \times m$)、 u_t は共分散定常な m 次誤差項ベクトルを表わす。

静学的モデルで理論との整合性が得られない場合にも、動学的特定化が正しく行われると可積分条件が長期的にのみ成立する可能性がある (Nakamura (1986), 334ページ)。したがって、経済理論と動学モデルの整合性を調べるためには、構造パラメータ Γ に関してのみ可積分条件を検定、確認すれば良い。それに対し、 $A(L)$ 、 $B(L)$ は最適解からの乖離を拾うパラメータ行列である。また、 $\{\cdot\}$ 内の項はエラー修正項 (error-correction term) である。

Berndt, Morrison and Watkins (1981) は、この種の定式化を、第二世代と呼んでいる。また、動学的最適化行動の直接的な均衡解である第三世代の特定化を第二世代の特定化よりも優れているとしている。しかし、この指摘は必ずしもあたっていない。第二世代が乖離の原因を特定化しないことに対して、第三世代の定式化はその原因を資本財や労働雇用の調整費用に求める。第三世代の特定化では、企業の経営者はその時点で知りうるすべての情報を用い、常に市場状況の変化に最適反応をしていると仮定されている。したがって、均衡からの乖離をすべて最適化の帰結であるとみなす。この定式化は非常に多くの仮定のもとに成り立っている。それに対して第二世代の定式化は控えめな仮定しか課さないという点で伸縮的 (flexible) であり、むしろ好ましい定式化であると言える (Nakamura (1986), 333ページ)。実際、Nakamura (1986) によると、第二世代の特定化によって、調整費用の存在を近似することが出来る (335ページ)。しかし乖離の原因が調整費用ではない場合、その逆は言えない。本論では、最適解からのズレの原因としてあらゆる可能性を考慮し、第二世代の定式化を用いることにする。

$q = r = 1$ のとき、(8)式は、

$$\Delta S_t = B \Delta Z_t - A \{S_{t-1} - \gamma_p - \Gamma Z_{t-1}\} + u_t$$

$$\text{where } B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1m} & \beta_{1y} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2m} & \beta_{2y} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \beta_{m1} & \beta_{m2} & \cdots & \beta_{mm} & \beta_{my} \end{bmatrix} \quad (9)$$

または、

$$S_t = B \Delta Z_t + (I_m - A) S_{t-1} + A \{ \gamma_p - \Gamma Z_{t-1} \} + u_t \quad (10)$$

となる。ここで、 I_m は m 次の単位行列である。また、(2)式と特異方程式体系 (singular equation system) の定義により、

$$t^T \Gamma = [0 \ 0 \ \cdots \ 0] \quad (11)$$

$$t^T B = [0 \ 0 \ \cdots \ 0] \quad (12)$$

$$t^T A = \eta I \quad (13)$$

である (Davidson and MacKinnon (1993), 372ページ)。ここで $t = [1 \ 1 \ \cdots \ 1]^T$ であり、 η は任意の定数である。以下、このモデルを一般動学モデル (GD; General Dynamic model) と呼ぶ。この時、行列 $(I_m - A)$ のすべての固有値が絶対値で 1 より小さいならば、(10)式の定常性は保証される (Berndt and Savin (1975), 444ページ)。

(10)式の形で表わすことによって、誤差項の自己回帰過程、部分調整モデル、静学的モデルが入れ子モデル (nested models) となり、それらの検定を可能とする。すなわち、

- i) $B = \Gamma$ のとき誤差項のベクトル自己回帰モデル (AR; Autoregressive Model),
- ii) $B = A \Gamma$ のとき部分調整モデル (PA; Partial Adjustment Model),
- iii) i) または ii) に加えて $A = I_m$ のとき静学モデル (ST; Static Model)

となる。

Anderson and Blundell (1982) は、米国製

造業の時系列データを用いた分析を行っている。この定式化を生産者理論に応用した例として、Nakamura (1986), Friesen (1992), および Lindquist (1995) がある。Nakamura (1986) は、旧西ドイツのマクロデータ、Friesen (1992) は、米国製造業の時系列データを使って分析を行っている。また、Lindquist (1995) は、ノルウェーのアルミ産業のパネルデータを使って企業単位の分析を行っている。

要素需要の価格弾力性 (PE; price elasticity) は、トランスログ費用関数を用いたとき、

$$PE_{kl} = \frac{\gamma_{kl} + S_k S_l}{S_k} \quad (14)$$

$$PE_{kk} = \frac{\gamma_{kk} + S_k^2 - S_k}{S_k} \quad (15)$$

と表わされる。また、Morishima代替弾力性 (MES; Morishima elasticity of substitution) は、

$$MES_{kl} = PE_{kl} - PE_{ll} \quad (16)$$

となる。さらに、より広く利用されている Allen-Uzawa偏代替弾力性 (AUES; Allen-Uzawa partial elasticity of substitution) は、

$$AUES_{kl} = \frac{PE_{kl}}{S_l} \quad (17)$$

で算出される。Thompson and Taylor (1995) によれば、要素需要の比率の変化に関する推論を行うためには、MESがふさわしい (566ページ)。また、Blackorby and Russell (1989) は、投入要素の代替関係を論じるためには、MESの方が経済学的に意味のある尺度であるとし、AUESに対するMESの優位性を論証し

た⁽²⁾。本論では、以上の弾力性を算出し、比較を行う。

3 推定に関する問題

一般動学モデルを日本の紙・パルプ産業30社のパネルデータに応用した。期間は1975年から1992年で、年次データ (18年) を用いた。生産要素を資本財 (K), 原材料 (M), 労働 (L) の3要素とした。これらの価格指数を作成する過程で財価格の集計を行っている。したがって、推定する費用シェア方程式の元となる生産技術が資本財、労働、原材料に関して弱相対分離可能 (weakly homothetic separable) であることを仮定している。データの抽出および加工については、附録A. 2に記す。

一般動学モデルの分析の例のうち、Lindquist (1995) 以外では集計データが用いられている。すべての企業の生産関数が相似拡大的であるときのみ、トランスログ費用関数は企業間の集計に整合的となる (Chambers (1988), 198ページ)。すなわち、トランスログ費用関数および集計データを用いた分析は、暗に技術の相似性を仮定していることになる。しかしながら横断面データやパネルデータを用いた研究では、技術の相似性が棄却されるケースが多い。

たとえば Christensen and Greene (1976) は米国電力産業の横断面データを用い、静学的トランスログ費用関数の推定を行っている。また、Nakamura (1990) は、日本の鉄鋼業に関して企業規模別に集計されたデータ (pooled data) を用い、非相似型の一般型 Leontief 費用関数を推定している。さらに、Biørn and Klette (1996) はノルウェーの製造業のパネル

(2) 附録 A. 1 参照。

データを用い、動学的定式化をほどこした要素需要関数を推定している。いずれのケースでも、相似性は棄却された。したがって、集計データを用いることは非常に強い制約を事前的に課していることになる。本論文では事前的仮定をなるべく少なくするという観点から、パネルデータを用いることとし、技術の相似性の検定を行う。

投入産出における企業間格差の可能性を考慮する手段として、Lindquist (1995) は固定効果モデル (fixed effect model) を用いている。その場合、全体で $m(n-1)$ 個のパラメータが増えることになる。各企業各財に関して固定効果を考えるとデータの変動の大部分が企業ダミー変数で説明されてしまい、価格の変動は統計的に有意でなくなる可能性がある。実際、本論で用いた分析においても、固定効果を試したが、有意な構造パラメータ推定値が得られなかった。また、高瀬 (1999) では、企業固有効果の仮定を置かずプールされた回帰 (pooled regression) の推定を行っているが、その場合にも有意なパラメータ推定値が得られなかった。

また、要素シェア毎の固定効果の経済学的解釈は困難である。通常、固定効果は企業の経営の差を表わすものと解釈される (例えば、Baltagi (1995), 9 ページ) が、シェア毎に経営能力の差が現れるとは考えにくく、その経済学的意味は不明確である。

以上の理由により、本論では、変量効果モデル (random effect model) を用いることにする。 t 期における企業 i の k 財シェア回帰式の誤差項を、

$$\begin{aligned} u_{kit} &= \mu_{ki} + \nu_{kit} \\ \text{where } E(\mu_{ki}) &= 0 \\ E(\nu_{kit}) &= 0 \\ E(u_{kit} u_{ijs}) &= \begin{cases} \sigma_{\mu k \mu l} + \sigma_{\nu k \nu l}, & \text{if } i = j \text{ and } t = s, \\ \sigma_{\mu k \mu l}, & \text{if } i = j \text{ and } t \neq s, \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned} \quad (18)$$

と表わす。ここで、 μ_{ki} は k 財シェア式の企業 i に固有の効果、 ν_{kit} は企業 i から独立の誤差項である。誤差項 u_{kit} は、同企業の方程式間では相関しているが、別企業では独立同一分布に従うと仮定している。また、特異方程式体系の定義により、

$$\sum_k u_{kit} = \sum_k \mu_{ki} = \sum_k \nu_{kit} = 0 \quad \forall i, t \quad (19)$$

である。

一般に、変量効果モデルを用いれば、企業別の効果が他の説明変数と無相関のときには固定効果モデルより有効なパラメータ推定量が得られる。しかしながら、変量効果モデルは企業別の効果と他の説明変数と相関の可能性を考慮していない (Mundlak (1978), 70 ページ)。したがって、企業に固有の誤差項が投入要素価格や産出量と無相関、すなわち、

$$E(u_{kit} | \Delta Z_t, Z_{t-1}) = E(\mu_{ki} | \Delta Z_t, Z_{t-1}) = 0 \quad \forall k, i, t \quad (20)$$

が仮定されている。

定義より、(10)式は、特異方程式体系である。推定可能とするために、

$$\begin{aligned} A^m &\equiv \begin{bmatrix} \lambda_{11} - \lambda_{1m} & \lambda_{12} - \lambda_{1m} & \cdots & \lambda_{1m-1} - \lambda_{1m} \\ \lambda_{21} - \lambda_{2m} & \lambda_{22} - \lambda_{2m} & \cdots & \lambda_{2m-1} - \lambda_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{m-11} - \lambda_{m-1m} & \lambda_{m-12} - \lambda_{m-1m} & \cdots & \lambda_{m-1m-1} - \lambda_{m-1m} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \lambda_{11}^m & \lambda_{12}^m & \cdots & \lambda_{1m-1}^m \\ \lambda_{21}^m & \lambda_{22}^m & \cdots & \lambda_{2m-1}^m \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{m-11}^m & \lambda_{m-12}^m & \cdots & \lambda_{m-1m-1}^m \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (21)$$

を新たに定義する必要がある。これを使って(10)式は、

$$S_t^m = B^m \Delta Z_t + (I_m - A^m) S_{t-1}^m + A^m \{ \gamma_p^m + \Gamma^m Z_{t-1} \} + u_t^m \quad (22)$$

と書き換えられる。上添え字の m は、 m 番目の要素(行)を除いたベクトル(行列)を表わす。推定の際に除かれた m 財シェア関数のパラメータ推定値 γ_{mk} および β_{mk} ($k=1, \dots, m, y$)は、(11)式および(12)式を用いて算出できる。しかしながら、一般に A^m の推定値から A の要素を再現することは出来ない(Berndts and Savin (1975), 943ページ)。本論の主たる興味は、構造パラメータ Γ の推定値にあるから、このことは大きな問題とならない。

(18)式より、(22)式の誤差項の分散共分散行列は、

$$\begin{aligned} \Omega &= E(u^m u^{mT}) \\ &= \Sigma_v \otimes (I_n \otimes I_T) + \Sigma_\mu \otimes (\Sigma_n \otimes J_T) \\ &= \Sigma_v \otimes (I_n \otimes (I_T - \bar{J}_T)) + (T \Sigma_\mu + \Sigma_v) \otimes (I_n \otimes \bar{J}_T) \\ &= \Sigma_v \otimes Q + (T \Sigma_\mu + \Sigma_v) \otimes P \end{aligned} \quad (23)$$

と表わされる。ここで、 Ω は $(m-1)nT \times (m-1)nT$ の分散共分散行列、 \otimes はKronecker積、 J_T 、 \bar{J}_T はすべての要素が1、 $1/T$ の $T \times T$ 行列である。また、 $\Sigma_v = \{\sigma_{vkl}\}$ 、 $\Sigma_\mu = \{\sigma_{\mu k\mu l}\}$ ($k, l=1, \dots, m-1$)は、 $(m-1) \times (m-1)$ の分散共分散行列である。

変量効果をもつseemingly unrelated regressions (SUR)に関する理論的な分析は、Avery (1977), Baltagi (1980), Prucha (1984)で示されている。一般に、最尤法によるパラメータ推定には、通常、次数が非常に大きい分散共分散行列(Ω)の反転が必要となる。また、分散共分散行列にスペクトル分解を施す方法(Avery (1977), Baltagi (1980) など)は、反転そのものを容易にはするが、固有値の数値

計算を必要とする。それに対し、Kinal and Lahiri (1990)は、単一方程式でのFuller and Battese (1973)タイプのデータ変形を多変量方程式体系に拡張した。この方法では、コンピュータパッケージに備えられたコマンドを用いて、よりシンプルに推定を行うことが出来る。

Baltagi (1980)より、 Ω に関して、

$$\Omega^{-1/2} = \Sigma_v^{-1/2} \otimes Q + (T \Sigma_\mu + \Sigma_v)^{-1/2} \otimes P \quad (24)$$

が成り立つ(1548ページ)。 Σ_v および $\Sigma_v + T \Sigma_\mu$ にCholesky分解を施し、

$$\Sigma_v = C_1 C_1^T, \quad \Sigma_v + T \Sigma_\mu = C_2 C_2^T \quad (25)$$

から、下三角行列 C_1 、 C_2 を求めた上で、(24)式を

$$\Omega^{-1/2} = C_1^{-1} \otimes Q + C_2^{-1} \otimes P \quad (26)$$

と置き換え、元の変数の変形を行う(Kinal and Lahiri (1990), 145ページ)。

(24)式において、説明変数 S_{kit-1} と誤差項 u_{lit}
 $= \mu_{li} + v_{lit}$ との間に、

$$\begin{aligned} \text{Cov}(S_{kit-1}, u_{lit}) &= E(u_{kit-1} u_{lit}) \\ &= E((\mu_{ki} + v_{kit-1})(\mu_{li} + v_{lit})) \\ &= \sigma_{\mu k\mu l} \neq 0, \forall i, t \end{aligned} \quad (27)$$

の関係がある。この場合、通常のSUR推定量は一致性をもたない。この場合、パラメータ推定量の一致性を得るため、操作変数法を用いる必要がある。操作変数として、'within'変換、'between'変換を施した ΔZ_t および Z_{t-1} を用いた(Kinal and Lahiri (1993), 85ページ)。

一般に、(25)式の分散共分散行列は未知である。上記手順を実行可能(feasible)とするためには、分散共分散行列を推定しなければならない。推定式は、

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma}_v &= \frac{U^T Q U}{n(T-1)}, \quad \hat{\Sigma}_v + T \hat{\Sigma}_\mu = \frac{U^T P U}{n} \\ \text{where } U &= [\hat{u}_1 \hat{u}_2 \dots \hat{u}_{m-1}]_{nT \times (m-1)} \end{aligned} \quad (28)$$

である。 \hat{u}_k には、それぞれ'within'変換を

施したデータを用いた操作変数推定残差を与えた (Kinal and Lahiri (1993), 85ページ)。

推定可能とするために労働についての費用シェア方程式を除き、資本財と原材料の費用シェア方程式を繰り返し非線形三段階最小自乗法 (iterative NL3SLS) により推定した。推定に際して、費用シェア式に要素価格に関しての0次同次性を課している。

4 実証結果

4.1 モデルの比較

まずは静学モデル (ST),

$$S_t^m = \gamma_p^m + \Gamma^m Z_t + u_t^m \quad (29)$$

where $u_{kit} = \mu_{ki} + v_{kit}$

を推定し、帰無仮説 $\gamma_{KM} = \gamma_{MK}$ の検定を行った。Wald検定量は、帰無仮説の下で漸近的に自由度1のカイ自乗分布をする。検定値は $Wald_{symmetry} = 9.4997$, P値は0.0021であり、帰無仮説は有意水準1%で棄却された。さらに、誤差項の系列無相関を検定した。誤差項がAR(1)過程に従うとき、誤差項ベクトルは、

$$v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t$$

where $E(\varepsilon_{kit} \varepsilon_{ljs}) = \begin{cases} \sigma_{kl}, & \text{if } i=j, t=s, \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (30)$

となる。ここで ρ はスカラー ($|\rho| < 1$) である。Gauss-Newton 回帰 (GNR) による Lagrange 乗数検定量 (Davidson and MacKinnon (1993), 357ページ) は、帰無仮説 $\rho = 0$ の下で漸近的に自由度1のカイ自乗分布をする。検定値は $LM_{ar1} = 661.5061$, P値は0.0000であり、帰無仮説は有意水準1%で棄却された。すなわち、推定残差が系列相関をしていることになる。推定残差の系列相関の原因としては、誤差項の系列相関、または動学的特定化の誤りが考えられる。両方の可能性を考慮す

るために、(22)式で表わされる Anderson and Blundell(1982) 流の一般動学モデル (GD; General Dynamic Model) を考える。

誤差項がAR(1)過程に従う非対称一般動学モデル (非対称GDAR) は本論の分析で最も一般的なモデルである。非対称GDARを対立仮説とし、誤差項の系列無相関の検定を行う (非対称GD)。帰無仮説が採択された場合、それを対立仮説とし、対称性の検定に進む (GD)。さらに、対称性の帰無仮説が採択された場合、それを対立仮説とし、手順(a): 誤差項のベクトル自己回帰モデル (AR), および手順(b): 部分調整モデル (PA) の検定を行う。これらは互いには非入れ子型の検定 (nonnested test) であるから、GDを対立仮説とした上で個別に検定を行った。どちらかの帰無仮説を採択した場合、さらに、静学モデル (ST) の検定へと進む。以上の手順を図示した (図1)。

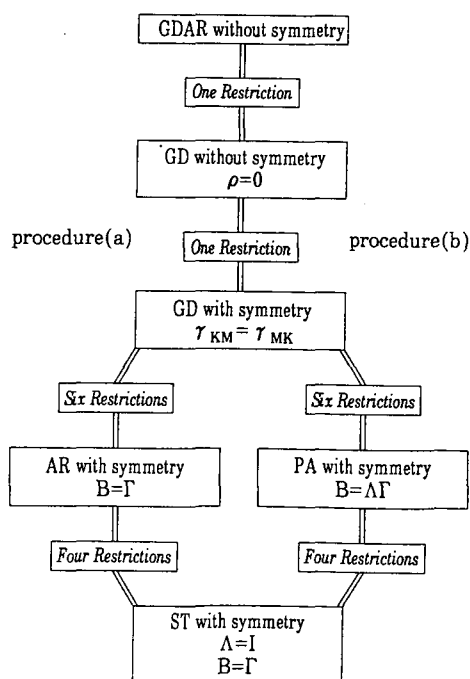


図1: 検定の手順

両手順とも全体での仮説検定は4回である。Anderson and Blundell(1982), Nakamura (1986) およびLindquist (1995) に従い、各検定の有意水準を $\delta=0.01$ に設定した。これにより、全体の仮説検定の有意水準をよく使われる水準0.05以下にすることができる。最も一般的なモデルを対立仮説とした場合の第 i 仮説の「陰の」有意水準(implicit significance level)は、 $\alpha_i=1-(1-0.01)^i$ で表わされる (Lindquist (1995), 368ページ)。

上の検定結果を表1および表2に示す。対立仮説GDモデルに対して、より制約的な動学モデルであるARモデルおよびPAモデルのどちらも棄却された。さらに、対立仮説ARモデルおよびPAモデルに対して、STモデルは棄却された。この点では、Anderson and Blundell

(1982), Nakamura (1986) と同様の結果である。

次に、経済理論との整合性に関して考察する。対称性について、すべてのケースで検定を行った。ARモデルとGDモデルでは、帰無仮説は有意水準1%で棄却されなかった。一般動学モデルで対称性が満たされる点では、Anderson and Blundell (1982), Nakamura (1986), Friesen (1992), Lindquist (1995) と同様の結果である。

さらに、構造パラメータ ($\gamma_k, \gamma_{kl}, k, l=K, M, y$) の推定値を用い、各観測点で(6)式で表わされる行列が半負値定符号となるかを調べた。各モデルに関して、誤差項の系列無相関の検定、対称性の検定の結果、および凹性が満たされなかった観測点の数を表3にまとめた。

表1：手順(a) 検定値 (χ^2 検定値)

Null hypothesis	Maintained hypothesis	Test statistics [†] (P-value)
GD without symmetry	GDAR without symmetry	LM(1) = 1.8680 (0.1717)
GD	GD without symmetry	W(1) = 4.1993 (0.0404)
AR	GD	W(6) = 56.5393 (0.0000)
ST	AR	W(4) = 487.7660 (0.0000)

表2：手順(b) 検定値 (χ^2 検定値)

Null hypothesis	Maintained hypothesis	Test statistics [†] (P-value)
GD without symmetry	GDAR without symmetry	LM(1) = 1.8680 (0.1717)
GD	GD without symmetry	W(1) = 4.1993 (0.0404)
AR	GD	W(6) = 90.7936 (0.0000)
ST	AR	W(4) = 364.0036 (0.0000)

[†] LM: Lagrange multiplier test statistics. W: Wald test statistics. The numbers in brackets refer to the degrees of freedom.

表3：モデルの比較 (χ^2 検定値)

Models	Symmetry Wald test ^a (P-value)	No Serial Correlation LM test ^b (P-value)	Concavity Violations ^c
GD	4.1993 (0.0404)	2.7485 (0.0973)	212
AR	4.4781(0.0343)	59.1568(0.0000)	540
PA	17.4349(0.0000)	4.5968(0.0320)	540
ST	9.4997(0.0021)	661.0550(0.0000)	0

^{a, b} The degree of freedom is 1.

^c The sample size is 540.

STモデルでは概ね凹性が満たされているが、誤差項が系列相関をしている可能性が否定できないため、何らかの動学的定式化の必要性が示唆されている。ARモデルでは、対称性の仮説は有意水準1%で棄却されないものの、誤差項の系列無相関の仮説が棄却されたことにより、動学的定式化としては誤りである。また、ARモデル、PAモデルでは、すべての観測点で凹性が満たされなかった。したがって、これらのモデルは費用最小化行動とは整合的ではない。一方、GDモデルでは、誤差項の系列無相関および対称性の仮説が有意水準1%で棄却されない。さらに多くの観測点で凹性が満たされることから、GDモデルは経済理論と概ね整合的であると言える。

4.2 弾力性

GDモデルのパラメータ推定値をもとに、代替弾力性を算出した。各年度の横断面平均で評

価した価格弾力性、Morishima代替弾力性、およびAllen-Uzawa偏代替弾力性とそれらの平均は、表4から表6のように算出された。MESとAUESは同じような傾向を示している。資本財と労働、原材料と労働はどちらの尺度を用いても代替的である。興味深いのは資本と原材料の代替関係である。AUESに基づけば、資本財と原材料はAllen補完的 ($AUES_{KM} < 0$) である。一方、平均ではMESに基づけば、原材料価格が変化したときには資本と原材料はMorishima補完的 ($MES_{KM} = -0.025$) であるものの、資本財価格の変化に対しては、資本財と原材料はMorishima代替的 ($MES_{MK} = 0.290$) であるという結果を得た。

4.3 相似性の検定

技術の相似性の検定を行った。GDモデルの場合、技術が相似拡大的ならば2式において、

$\beta_{Ky} = \beta_{My} = \gamma_{Ky} = \gamma_{My} = 0.0$ である。Wald検定量

表4：要素需要の価格弾力性

Year	PE _{KK}	PE _{KL}	PE _{KM}	PE _{LK}	PE _{LL}	PE _{LM}	PE _{MK}	PE _{ML}	PE _{MM}
1975	-0.420	0.498	-0.077	0.504	-0.593	0.089	-0.152	0.173	-0.021
1976	-0.427	0.488	-0.061	0.495	-0.606	0.111	-0.103	0.185	-0.082
1977	-0.416	0.494	-0.078	0.513	-0.595	0.082	-0.163	0.164	0.000
1978	-0.412	0.489	-0.077	0.520	-0.598	0.078	-0.165	0.157	0.008
1979	-0.419	0.484	-0.065	0.510	-0.606	0.096	-0.121	0.171	-0.050
1980	-0.426	0.488	-0.062	0.497	-0.605	0.108	-0.107	0.183	-0.076
1981	-0.428	0.484	-0.057	0.496	-0.610	0.114	-0.094	0.185	-0.091
1982	-0.428	0.481	-0.052	0.495	-0.614	0.118	-0.085	0.185	-0.101
1983	-0.422	0.481	-0.059	0.507	-0.611	0.104	-0.105	0.175	-0.071
1984	-0.425	0.478	-0.053	0.502	-0.615	0.113	-0.089	0.180	-0.091
1985	-0.419	0.480	-0.061	0.511	-0.610	0.099	-0.112	0.171	-0.059
1986	-0.414	0.480	-0.066	0.520	-0.608	0.088	-0.131	0.162	-0.031
1987	-0.416	0.477	-0.062	0.518	-0.611	0.093	-0.118	0.165	-0.047
1988	-0.410	0.478	-0.069	0.527	-0.608	0.081	-0.144	0.154	-0.011
1989	-0.409	0.477	-0.067	0.528	-0.609	0.081	-0.141	0.154	-0.013
1990	-0.406	0.477	-0.071	0.533	-0.608	0.074	-0.157	0.147	0.010
1991	-0.404	0.478	-0.073	0.536	-0.607	0.071	-0.166	0.143	0.023
1992	-0.409	0.475	-0.065	0.529	-0.611	0.082	-0.136	0.153	-0.017
mean	-0.417	0.483	-0.065	0.513	-0.607	0.094	-0.127	0.167	-0.040

表 5 : Morishima 代替弾力性

Year	PE _{KL}	PE _{KM}	PE _{LK}	PE _{LM}	PE _{MK}	PE _{ML}
1975	1.091	-0.056	0.925	0.110	0.269	0.767
1976	1.094	0.021	0.923	0.193	0.324	0.791
1977	1.089	-0.078	0.929	0.082	0.252	0.758
1978	1.087	-0.085	0.932	0.071	0.247	0.755
1979	1.090	-0.014	0.929	0.147	0.298	0.778
1980	1.093	0.014	0.923	0.184	0.319	0.788
1981	1.094	0.034	0.923	0.205	0.334	0.795
1982	1.094	0.048	0.924	0.219	0.344	0.799
1983	1.091	0.012	0.928	0.175	0.317	0.786
1984	1.093	0.038	0.927	0.204	0.336	0.795
1985	1.090	-0.001	0.931	0.158	0.307	0.781
1986	1.088	-0.035	0.934	0.120	0.283	0.770
1987	1.088	-0.015	0.933	0.140	0.298	0.776
1988	1.086	-0.058	0.937	0.092	0.266	0.762
1989	1.086	-0.055	0.937	0.094	0.268	0.763
1990	1.085	-0.082	0.939	0.064	0.249	0.754
1991	1.084	-0.097	0.940	0.047	0.238	0.749
1992	1.086	-0.048	0.938	0.099	0.273	0.764
mean	1.089	-0.025	0.931	0.134	0.290	0.774

表 6 : Allen-Uzawa 偏代替弾力性

Year	AUES _{KL} (AUES _{LK})	AUES _{KM} (AUES _{MK})	AUES _{LM} (AUES _{ML})
1975	1.258	-0.379	0.438
1976	1.276	-0.264	0.483
1977	1.254	-0.399	0.415
1978	1.252	-0.397	0.403
1979	1.266	-0.300	0.448
1980	1.274	-0.274	0.477
1981	1.279	-0.242	0.489
1982	1.283	-0.219	0.495
1983	1.272	-0.263	0.464
1984	1.279	-0.227	0.482
1985	1.269	-0.277	0.452
1986	1.261	-0.317	0.426
1987	1.265	-0.288	0.437
1988	1.257	-0.342	0.405
1989	1.257	-0.336	0.405
1990	1.252	-0.368	0.385
1991	1.250	-0.387	0.374
1992	1.258	-0.324	0.406
mean	1.265	-0.311	0.438

は、帰無仮説の下で漸近的に自由度 4 のカイ自乗分布をする。検定値は $Wald_{homothetic} = 105.6360$, P 値は 0.0000 であり、帰無仮説は有意水準 1% で棄却された。他のケースでも同様の検定を行ったが、相似性の帰無仮説は有意水準 1% で棄却された（表 7）。この結果はマイクロデータを用いた他の分析と整合的である。本論の検定結果は集計データを用いた分析の問題点を示唆している。

5 結び

本論では、トランスログ費用関数から導かれた多変量要素需要関数に動学的定式化をほどこし、変量効果モデルを用いてパラメータ推定をした。

静学モデルは誤差項のベクトル自己回帰モデルおよび部分調整モデルに対して棄却された。

表 7 : 相似性の検定値 (χ^2 検定値)

Models	Test statistics [†] (P-value)
GD without symmetry	W[4]= 93.7504 (0.0000)
GD with symmetry	W[4]= 105.6360 (0.0000)
AR with symmetry	W[2]= 39.1799 (0.0000)
PA with symmetry	W[2]= 84.0003 (0.0000)
ST with symmetry	W[2]= 188.0547 (0.0000)
ST without symmetry	W[2]= 186.8692 (0.0000)

[†] W : Wald test statistics. The numbers in brackets refer to the degrees of freedom.

また、誤差項のベクトル自己回帰モデルおよび部分調整モデルは、一般動学モデルに対して棄却された。

一般動学モデルでは、対称性が満たされ、さらに全体の 61% の観測点で費用関数の凹性が満たされた。Anderson and Blundell (1982) の指摘通り、動学的定式化を考慮することにより、経済理論に整合的な結果を導くことができた。

紙・パルプ産業のような、投入要素の調整に遅れがあると考えられる企業の分析には、静学モ

デルはふさわしくないことが示された。さらに、動学モデルの比較においても、より一般的なモデルが、経済理論との整合性の観点から選ばれた。

また、技術の相似性は、いずれのモデルにおいても強く棄却された。集計データを用いた分析は、ふさわしくないことが示された。

最後に、本論の分析の問題点を指摘しておく。本論では、少なくとも投入要素の費用シェアに関しては、最適均衡解からの乖離が生じていることが示された。しかしながら、要素需要量に関しては、なんらの結論も導くことが出来ない。静学的トランスログ費用関数および静学的費用シェア式の推定を行えば、投入要素の最適需要量の算出が可能である。一方、本論で用いた動学的枠組みでは、「動学的」費用関数に相当する関係式が無いことから、投入要素の最適需要量を得ることは不可能である。

この問題点を解決する方法として、一般Leontief型費用関数を用いることが考えられ

る。しかしながら、本論のように技術の非相似性を考慮した場合、一般Leontief型費用関数のパラメータ制約は非常に複雑な形となることが良く知られている (Diewert and Wales (1987) など)。したがって、一般Leontief型費用関数に動学的枠組みを導入することは非常に困難である。以上の点の改善は、今後の課題である。

パラメータ推定値を表8から表9に示した。なお、標準誤差が記されていない推定値は等号制約から得られたものである。

表8：パラメータ推定値(P-value) 1

	ST without symmetry	ST with symmetry
γ_K	0.1063 (0.0026)	0.0724 (0.0344)
γ_{KK}	0.0519 (0.0006)	0.0402 (0.0071)
γ_{KM}	-0.0977 (0.0000)	-0.0705 (0.0000)
γ_{Ky}	0.0156 (0.0000)	0.0182 (0.0000)
γ_M	0.3334 (0.0000)	0.3716 (0.0000)
γ_{MK}	-0.0612 (0.0001)	-0.0705
γ_{MM}	0.1472 (0.0000)	0.1438 (0.0000)
γ_{My}	0.0140 (0.0006)	0.0107 (0.0077)

表9：パラメータ推定値(P-value) 2

	GD without symmetry	GD with symmetry	AR with symmetry	PA with symmetry
γ_K	0.2047 (0.2643)	0.1852 (0.1728)	0.0027 (0.9514)	-0.1966 (0.0000)
γ_{KK}	0.0459 (0.4533)	0.0717 (0.1026)	0.1001 (0.0000)	0.1149 (0.0005)
γ_{KM}	-0.1171 (0.0701)	-0.1126 (0.0276)	-0.1043 (0.0000)	-0.1404 (0.0000)
γ_{Ky}	0.0234 (0.2444)	0.0223 (0.0359)	-0.0014 (0.7605)	0.0058 (0.2047)
γ_M	0.1938 (0.4214)	0.2116 (0.2742)	0.3877 (0.0000)	0.3124 (0.0000)
γ_{MK}	-0.0430 (0.5575)	-0.1126	-0.1043	-0.1404
γ_{MM}	0.1534 (0.0465)	0.1579 (0.0144)	0.1630 (0.0000)	0.2025 (0.0000)
γ_{My}	-0.0037 (0.8841)	-0.0024 (0.8686)	0.0227 (0.0000)	0.0196 (0.0000)
$\lambda_{\eta_1}^{\eta_1}$	0.4858 (0.0008)	0.5458 (0.0000)	-0.1834 (0.1015)	-0.3906 (0.0002)
$\lambda_{\eta_2}^{\eta_1}$	0.2835 (0.2328)	0.2909 (0.0830)	-0.5379 (0.0016)	-0.8071 (0.0000)
$\lambda_{\eta_2}^{\eta_2}$	0.0521 (0.7781)	0.0056 (0.9694)	0.6714 (0.0000)	1.2850 (0.0000)
$\lambda_{\eta_2}^{\eta_3}$	0.1765 (0.5275)	0.1589 (0.3170)	0.9835 (0.0000)	1.6402 (0.0000)
β_{KK}	0.0780 (0.0000)	0.0754 (0.0000)		
β_{KM}	-0.0978 (0.0000)	-0.0972 (0.0000)		
β_{Ky}	-0.0832 (0.0000)	-0.0763 (0.0000)		
β_{MK}	-0.0707 (0.0000)	-0.0869 (0.0000)		
β_{MM}	0.1543 (0.0000)	0.1564 (0.0000)		
β_{My}	0.1256 (0.0000)	0.1199 (0.0000)		

A 附録

A. 1 代替弾力性

要素需要, 消費者需要の実証分析では, 要素の代替関係を調べる事が重要である。通常, 様々な弾力性を算出し報告することが行われている (Chung (1994), 140ページ)。特に代替弾力性は分析の道具として重要である。代替弾力性は, 単位無し (unit-free) の投入要素の代替性の尺度である。元々は2財のケースについて考え出されたものであるが, 生産要素が3財以上のとき, 複数の尺度が存在する。以下, これらの弾力性について検討する。

生産要素が2財のとき, 代替弾力性 (ES ; elasticity of substitution) は, 等量線の曲率の尺度である。生産関数 $y=f(x)$ に関して, $f_k = \partial f(x)/\partial x_k$, $f_{kl} = \partial^2 f(x)/(\partial x_k \partial x_l)$ とすると, 第1財と第2財の間の代替弾力性は,

$$ES_{12} = \frac{d(x_2/x_1) f_1/f_2}{d(f_1/f_2) x_2/x_1} \quad (31)$$

$$= \frac{-f_1 f_2 (x_1 f_1 + x_2 f_2)}{x_1 x_2 (f_{11} f_2^2 - 2 f_{12} f_1 f_2 + f_{22} f_1^2)} \quad (32)$$

$$= \frac{x_1 f_1 + x_2 f_2}{x_1 x_2} \frac{F_{12}}{F} \quad (33)$$

$$\text{where } F = \begin{vmatrix} 0 & f_1 & f_2 \\ f_1 & f_{11} & f_{12} \\ f_2 & f_{21} & f_{22} \end{vmatrix}$$

$$F_{12} = \text{cofactor of } f_{12}$$

$$= - \begin{vmatrix} 0 & f_1 \\ f_2 & f_{21} \end{vmatrix}$$

と定義される。Youngの定理より, $f_{12}=f_{21}$ だから $ES_{12}=ES_{21}$ である。生産関数が準凹ならば, $F_{12}/F > 0$ であり, したがって $ES_{12} > 0$ で

ある。すなわち, 2財の場合それらは必ず代替的である。 m 財 ($m \geq 3$) の場合には, 等量線 (平面) が m 次元空間上に定義されるため, 代替弾力性を等量線の傾きとする上記定義を直接応用出来ない (Chambers (1988), 32ページ)。よって, 以下のような拡張が考えられている。

直接代替弾力性 (DES ; direct elasticity of substitution) は, k - l 平面上の等量線のみ注目し, (31)式を拡張したものである。すなわち,

$$DES_{kl} = \frac{\partial(x_l/x_k) f_k/f_l}{\partial(f_k/f_l) x_l/x_k} \quad (34)$$

と定義される。 k, l 以外の要素は固定とされており, 短期の代替弾力性と解釈される (Chambers (1988), 33ページ)。また, 一般に $DES_{kl} = DES_{lk}$ である。

Allen-Uzawa偏代替弾力性 (AUES; Allen-Uzawa partial elasticity of substitution) は, (33)式の行列式を拡張して転用したものである。Allen (1938) は生産関数を用いて

$$AUES_{kl} = \frac{\sum_k x_k f_k}{x_k x_l} \frac{F_{kl}}{F} \quad (35)$$

と定義した。さらにUzawa (1962) は単位費用関数をもとに定義し直した。CES関数形の元になった代替弾力性であることから, 今日でも最も広く用いられている。費用関数を用いると,

$$AUES_{kl} = \frac{c(p, y) c_{kl}(p, y)}{c_k(p, y) c_l(p, y)} \quad (36)$$

で定義される⁽³⁾。ここで $C_{kl}(p, y) = \partial^2 c(p, y)/(\partial p_k \partial p_l)$, $c_k(p, y) = \partial c(p, y)/\partial p_k$ である。一般に $AUES_{kl} = AUES_{lk}$ である。ま

(3) この定義とUzawa (1962) による単位費用関数 $c^*(p)$ を用いた定義 $c^*(p) c_{kl}^*(p)/(c_k^*(p) c_l^*(p))$ は一般には一致しない。Chung (1994) は, 通常AUESの定義として用いられる(36)式を「修正された算式 (revised formula)」と呼んでいる (130ページ)。

た、2財のとき、 $DES_{kl} = AUES_{kl}$ である。

森嶋(1967)は、AUESに関して(33)式と「形式的同一性」を保つ点は長所であるとしながらも、「どういう限界代替率の変化にたいする要素比率の変化を問題にしているかが不明である」(149ページ)と批判した。すなわち、要素比率の変化の原因が、 f_k の変化か、 f_l の変化か、またはその両方かが不明確であると指摘した。Chambers (1988)によれば、AUESは本来の代替弾力性ではなく、単に価格弾力性(PE; price elasticity)を費用シェアでウェイト付けしたもの

$$AUES_{kl} = \frac{PE_{kl}}{S_l} \quad (37)$$

である。また、Ball and Chambers (1982)は、

$$AUES_{kl} = \frac{\hat{x}_k}{\hat{p}_l} \quad (38)$$

であることを示した。ここで、 $\hat{z} = dz/z$ は z の変化率を表わす。すなわち、 $AUES_{kl}$ は、 p_l が変化したときの x_k の変化の尺度であると解釈される。

Morishima代替弾力性(MES; Morishima elasticity of substitution)は、

$$\begin{aligned} MES_{kl} &= \frac{f_l}{x_k} \frac{F_{kl}}{F} - \frac{f_l}{x_l} \frac{F_{ll}}{F} \\ &= \frac{f_l x_l}{\sum x_k f_k} (AUES_{kl} - AUES_{ll}) \\ &= PE_{kl} - PE_{ll} \end{aligned} \quad (39)$$

と定義される。森嶋(1967)が「偏弾力性とよばれるにふさわしい定義」(149ページ)として1次同次の生産関数を仮定して定義したものをKuga and Murota (1972)が一般の生産関数のケースに拡張した。さらにBlackorby and Russell (1972)が費用関数を用いて定義し直

した。(38)式の形式で書けば、

$$MES_{kl} = \frac{\hat{x}_k - \hat{x}_l}{\hat{p}_l} \quad (40)$$

である(Ball and Chambers(1982))。

一般に $MES_{kl} \neq MES_{lk}$ である。すなわち、 k 財価格の変化に対する k 財と l 財の代替関係は、 l 財価格の変化に対するそれと等しくないことになる。代替弾力性が「投入要素の代替の容易さの尺度」(Blackorby and Russell (1989), 883ページ)であるならば、対称である必要はない。たとえば資本財の相対価格が上昇したときに機械の購入を減らし、労働者を雇うことは比較的容易であるが、賃金が相対的に上昇したときに生産機械を購入し、労働者を減らすことは非常に困難であるケースなどが考えられる。

例えば、資本(x_K)と原材料(x_M)の代替関係を検討する時、我々は原材料価格(p_M)が変化した場合の要素比率(x_K/x_M)の変化をみたいと考える。資本の需要量の変化をみるためならば、要素需要の価格弾力性をみれば十分である(Chambers (1988), 95ページ)。(38)式によれば、AUESは要素需要比率の変化の指標ではなく、森嶋(1967)の指摘通り、代替弾力性とは解釈できないことになる。また、Blackorby and Russell (1989)によれば、MESは、2財の場合の代替弾力性(ES_{12})の自然な拡張であると位置づけることが出来る。彼らは、

1. 代替の容易さ、または等量線の曲率の尺度であると解釈でき、
2. 価格比が要素シェアに与える影響を評価でき、
3. 数量比の価格比についてのログ微分であると解釈できる

ことを指摘し、AUESに対するMESの優位性を論証している。

要約すれば、AUESはESの算式上の形式的拡張であり、一方、MESは価格比の変化に対する要素需要比率の変化という経済学的な意味を保持した拡張であるといえる。

AUESとMESは、任意の2財の代替関係に関して異なった結論を導くことがある。すなわち、 $AUES_{kl} < 0$ （Allen 補完的）であっても $MES_{kl} > 0$ （Morishima 代替的）という場合がありうる。 $|AUES_{kl}| < |AUES_{ll}|$ のとき、 $AUES_{kl}$ の符号に関わらず、 $AUES_{kl} - AUES_{ll} > 0$ であるから $MES_{kl} > 0$ （Morishima 代替的）である。一方、 $AUES_{kl} > 0$ （Allen 代替的）であれば、必ず $MES_{kl} > 0$ （Morishima 代替的）である。

A. 2 データについて

A. 2. 1 データソースについて

原データは、開銀企業財務データバンクCD-ROMから抽出した。対象の企業は開銀業種コード（細科目）00711「パルプ・製紙」の24社、同00712「紙製品・紙製容器」の13社である。上記原データに次節で示す加工を施した上で、1975年から1992年のデータがそろった30社（内「パルプ・製紙」22社、「紙製品・紙製容器」8社）を用いた。

以下の点は、特に説明を要する。

1. 産出財価格（ p_y ）としては、国内卸売物価指数⁽⁴⁾「パルプ・紙・同製品」を用いた。すなわち産出財は各企業で一定と仮定して

いる。

日本製紙連合会編『紙・板紙年報』には、企業ごとの紙及び板紙の産出量が掲載されている。しかし多くの企業がその他にもパルプや紙加工品を産出していることから、このデータを利用する事は適当ではないと考えられる。また、期間中の企業合併が多い（日本製紙連合会編（1994）、246ページ）ため、ある程度長期にわたって個別のデータを入手する事は難しい。よって、本論では売上高などから複数産出物の数量指数を作成し、その指数を単一の産出物とみなした。したがって、産出財の組み合わせが投入要素の組み合わせから分離可能である（output separable）と仮定されている。

2. 原材料価格（ p_M ）としては、グロス・ウェイトベース部門別投入指数⁽⁵⁾「パルプ・紙」および「紙加工品」を用いて、2つの業種（細科目）を区別した。また、資本財価格の推定の過程でも、業種（細科目）別にレンタル価格を作成した。

紙・パルプ産業では最終産出物は主に紙および板紙に分けられるが、抄紙段階では、両者の生産過程は、本質的には変わらない（日本製紙連合会編（1994）、363ページ）。しかしながら、中間投入のパルプ製造に関しては、「パルプ・製紙」は自社製造の割合が比較的高く、「紙製品・紙製容器」では、比較的低いと考えられる。よって、上記のように、原材料及び資本財に関しては両業種の違いを考慮した。

(4) 日本銀行調査統計局『物価指数年報』収録。

(5) 日本銀行調査統計局『物価統計年報』、『平成2年基準 製造業部門別投入・産出物価指数 内訳分類ウェイト・構成品目および接続指数』、および日本経済新聞社NEEDSデータベース収録。

A. 2. 2 データの加工について

産出物価格および数量 売上高、売上高△物品税等、売上原価物品税等、および産出物の在庫量の変化分の総和を産出額とし、国内卸売物価指数（基本分類類別指数／年度平均／パルプ・紙・同製品）を基準化し p_y とした。産出額を p_y で除すことによって、産出量 y を作成した。

労働価格および数量 従業員数、出向者・休職者、および臨時従業員・嘱託等の総和の期首期末平均をとり労働投入量 x_L とした。また、役員報酬、従業員給与手当、賞与引当金繰入、福利厚生費、退職給与引当金繰入、退職金、企業年金、および労務費の総和を人件費とした。人件費を x_L で除すことによって p_L を作成した。

原材料価格および数量 材料費、電力料、瓦斯・水道料、および当期総製造費用の総和を原材料費用とした。「パルプ・製紙」業種に関しては、グロス・ウェイトベース部門別投入・産出指数（パルプ・紙／投入／年度平均）を基準化し p_M とした。「紙製品・紙製容器」業種に関しては、代わりに同（紙加工品／投入／年度平均）を用いた。原材料費を p_M で除すことによって原材料投入量 x_M を作成した。

資本財価格および数量 出来る限り忠実に Hayashi and Inoue (1991) の手順に従った。各資本財の物理的償却率はそのまま用いた。以下にごく簡潔な説明を加える。

1. 資本財を(1)建物、(2)構築物、(3)機械、(4)輸送用機械、(5)工具器具備品、(6)土地、および(7)在庫にグループ分けする。

2. それぞれの資本財に関してレンタル価格(rentp)を算出した。計算式は、

$$\text{rentp}_{it} = \text{PI}_{it}(r_t + \delta_i) / (1 - \tau_i) \quad (41)$$

(Nemoto, Nakanishi and Madono(1993), 439ページ)を用いた。ここで、 PI_{it} は資本財 i ($i=1, \dots, 7$) の価格指数（年度期首）、 r_t は長期プライムレート⁽⁶⁾、 δ_i は資本財 i の物理的償却率（Hayashi and Inoue (1991), 738ページ）、 τ_i は紙・パルプ産業の実行税率⁽⁷⁾である。

価格指数(PI_{it})としては以下のものを用いた。

(a)建物、構築物に関しては、総合卸売物価指数（特殊分類需要段階別・用途別指数／国内需要財／生産財／建設用材料）⁽⁸⁾を用いた。

(b)輸送用機械に関しては、国内卸売物価指数（基本分類類別指数／工業製品／輸送用機器）、また、在庫に関しては、同（基本分類類別指数／工業製品／パルプ・紙・同製品）を用いた。

(c)土地に関しては、日本不動産研究所発表の全国市街地価格指数（全国／平均、3月末）⁽⁹⁾を用いた。

(d)機械、工具器具備品に関しては、適当な価格指数がない。そこでそのグループに属する財の国内卸売物価指数（基本分類類別指数／工業製品／各財）を集計して価格指数を作成した。「パルプ・製紙」業種には『昭和60年

(6) 日本銀行調査統計局『経済統計年報』からとり、年度平均に修正した。

(7) 推定には、国税庁長官官房企画課『国税庁統計年報書』および地方財政調査研究会『地方財政統計年報』収録のデータを用いた。

(8) 日本銀行調査統計局『物価指数年報』収録。

(9) 週刊東洋経済・臨時増刊『経済統計年鑑』収録。

(1985年) 産業連関表』の固定資本マトリックス (パルプ・紙) から各財の費用シェア (s_j) を算出し、それをウェイトとして用いた。ここで s_j は第 i グループ費用に占める j 財の費用シェアである。各財の費用シェアは一定のため、集計式としてStone型算式(Cobb-Douglas型)を用いた。すなわち

$$PI_{it} = \prod_j (PI_{jt})^{s_j} \quad (42)$$

である。ここで i = 機械、工具器具備品である。「紙製品・紙製容器」業種に関しては同固定マトリックス (紙加工品) から算出した費用シェアをウェイトとして用いた。

3. 各資本財のレンタル価格を使って資本簿価に恒久在庫法 (perpetual inventory method) を適用し (Hayashi and Inoue (1991), 750ページ), 企業別の実質資本ストック (K_{it}) を算出した。

4. 資本財別費用を算出する。計算式は、

$$Cost_{Kit} = rentp_{it} \times K_{it} \quad (43)$$

である。

5. レンタル価格 $rentp_{it}$ と資本財別費用 $Cost_{Kit}$ から各資本財の資本費用シェア

$$s_{it} = \frac{Cost_{Kit}}{\sum_j Cost_{Kjt}} = \frac{Cost_{Kit}}{Cost_{Kt}} \quad (44)$$

を算出する。それらをウェイトとして用いて各資本財のレンタル価格を集計し、資本財価格 (p_K) を作成する。各資本財の費用シェアが時間とともに変動する事を考慮し、算出式としてDivisia指数の離散近似であるTörnqvist-Theil型算式 (Diewert (1976), 117ページなど) を用いた。すなわち

$$p_{Kt} = \prod_i \left(\frac{rentp_{it}}{rentp_{it-1}} \right)^{\frac{1}{2}(s_{it-1} + s_{it})} \quad (45)$$

である。

6. 資本財費用 ($Cost_{Kt}$) を p_K で除すことによって資本財投入量 x_K を作成した。

引用文献

- Allen, R. G. D. (1938). *Mathematical Analysis for Economists*, London: Macmilan.
- Anderson, G. J. and R. W. Blundell (1982). "Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation systems," *Econometrica*, 50, 1559-1571.
- Avery, R. B. (1977). "Error components and seemingly unrelated regressions," *Econometrica*, 45, 199-209.
- Ball, V. E. and R. G. Chambers (1982). "An economic analysis of technology in the meat products industry," *American Journal of Agricultural Economics*, 64, 699-709.
- Baltagi, B. H. (1980). "On seemingly unrelated regressions with error components," *Econometrica*, 48, 1547-1551.
- Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: John Wiley & Sons.
- Barten, A. P. (1969). "Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations," *European Economic Review*, 1, 7-73.
- Berndt, E. R. and N. E. Savin (1975). "Estimation and hypothesis testing in singular equation systems with autoregressive disturbances," *Econometrica*, 43, 937-957.
- Berndt, E. R., C. J. Morrison, and C. C. Watkins (1981). "Dynamic models of energy demand: An assessment and comparison," in E. R. Berndt and B. C. Fields, eds., *Modelling and Measuring Natural Resource Substitution*, Cambridge, MA: The MIT Press, Chap. 12, pp. 259-289.
- Biørn, E. and T. J. Klette (1996). *The Labour Input Response to Permanent Changes in Output: Errors in Variables Econometrics Based on Panel Data*, Memorandum No.14, Oslo, Nor-

- way: Department of Economics, University of Oslo.
- Blackorby, C. and R. R. Russell (1981). "The Morishima elasticity of substitution; symmetry, constancy, separability, and its relationship to the Hicks and Allen elasticities," *Review of Economic studies*, 48, 147-158.
- Blackorby, C. and R. R. Russell (1989). "Will the real elasticity of substitution please stand up? : A comparison of the Allen/Uzawa and Morishima elasticities," *The American Economic Review*, 79, 882-888.
- Chambers, R. G. (1988). *Applied Production Analysis: A Dual Approach*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Christensen, L. R. and W. H. Greene (1976). "Economies of scale in U.S. electric power generation," *Journal of Political Economy*, 84, 655-676.
- Chung, J. W. (1994). *Utility and Production Functions*, Cambridge, MA: Blackwell Publishers.
- Davidson, R. and J. G. MacKinnon (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980). "An almost ideal demand system," *The American Economic Review*, 70, 312-326.
- Diewert, W. E. (1976). "Exact and superlative index numbers," *Journal of Econometrics*, 4, 115-145.
- Diewert, W. E. and T. J. Wales (1987). "Flexible functional forms and global curvature conditions," *Econometrica*, 55, 43-68.
- Friesen, J. (1992). "Testing dynamic specification of factor demand equations for U. S. manufacturing," *The Review of Economics and Statistics*, 74, 240-250.
- Fuller, W. A. and G. E. Battese (1973). "Transformations for estimation of linear models with nested-error structure," *Journal of the American Statistical Association*, 68, 626-632.
- Hayashi, F. and T. Inoue (1991). "The relation between firm growth and Q with multiple capital goods: Theory and evidence from panel data on Japanese firms," *Econometrica*, 59, 731-753.
- Kinal, T. and K. Lahiri (1990). "A computational algorithm for multiple equation models with panel data," *Economics Letters*, 34, 143-146.
- Kinal, T. and K. Lahiri (1993). "On the estimation of simultaneous-equations error-components models with an application to a model of developing country foreign trade," *Journal of Applied Econometrics*, 8, 81-92.
- Kuga, K. and T. Murota (1972). "A note on definitions of elasticity of substitution in many input case," *Metroeconomica*, 24, 285-290.
- Lindquist, K.-G. (1995). "The existence of factor substitution in the primary aluminium industry: A multivariate error-correction approach using Norwegian panel data," *Empirical Economics*, 20, 361-383.
- Mundlak, Y. (1978). "On the pooling of time series and cross section data," *Econometrica*, 46, 69-85.
- Nakamura, S. (1986). "A flexible dynamic model of multiproduct technology for the West German economy," *Journal of Applied Econometrics*, 1, 333-344.
- Nakamura, S. (1990). "A nonhomothetic generalized Leontief cost function based on pooled data," *The Review of Economics and Statistics*, 72, 649-656.
- Nemoto, J., Y. Nakanishi, and S. Madono (1993). "Scale economies and over-capitalization in Japanese electric utilities," *International Economic Review*, 34, 431-440.
- Prucha, I. R. (1984). "On the asymptotic efficiency of feasible Aitken estimators for seemingly unrelated regression models with error compo-

- nents," *Econometrica*, 52, 203-207.
- Thompson, P. and T. G. Taylor (1995). "The capital-energy substitutability debate: A new look," *The Review of Economics and Statistics*, 77, 565-569.
- Uzawa, H. (1962). "Production functions with constant elasticities of substitution," *Review of Economic Studies*, 29, 291-299.
- 黒田昌裕 (1989). 『一般均衡の数量分析』岩波書店 モダン・エコノミックス19.
- 高瀬浩二 (1999). 『調整過程を考慮した要素需要の実証分析』早稲田大学大学院経済学研究科修士論文.
- 通商産業省・通商産業政策史編纂委員会編 (1993). 『通商産業政策史 第14巻－第IV期 多様化時代(3)－』財団法人通商産業調査会.
- 得津一郎 (1994). 『生産構造の計量分析』創文社.
- 日本製紙連合会編 (1994). 『紙・パルプ ハンドブック 1994年版』日本製紙連合会.
- 畠中道雄 (1996). 『計量経済学の方法』改訂版, 創文社.
- 森嶋通夫 (1967). 「弾力性理論に関する二, 三の提案」『経済評論』16, 12月号, 144-150.
- (博士後期課程第1年度生)